Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2001-14 / Working Paper 2001-14

L'effet de la richesse sur la consommation aux États-Unis

Yanick Desnoyers

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Document de travail 2001-14 de la Banque du Canada

Septembre 2001

L'effet de la richesse sur la consommation aux États-Unis

Yanick Desnoyers

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
Téléphone : (613) 782-7615
Fax : (613) 782-7658
Adresse électronique : ydesnoyers@bank-banque-canada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

101-07409/

Table des matières

Remerciements/Acknowledgements iv
Résumé/Abstract v

1. Introduction 1
2. Revue de la littérature 4
3. Méthodologie 6
4. Base de données 9
5. Restriction du modèle 12
6. Résultats 14
   - 6.1 Propagation dynamique des chocs 14
   - 6.2 Importance relative des chocs 18
     - 6.2.1 Décompositions de la variances de la richesse 18
     - 6.2.2 Décompositions de la variance de la consommation 19
     - 6.2.3 Composantes de la richesse et de la consommation 22
     - 6.2.4 Incidence des cours boursiers sur le taux d'épargne 22
7. Conclusion et avenues de recherches futures 24

Annexe 1 : Méthodologie d'identification de King, Plosser, Stock et Watson 27

Annexe 2 : Décompositions des variances 29

Annexe 3 : Tests de racine unitaire 32

Annexe 4 : Évolution de certaines composantes de l'actif 33

Bibliographie 35

Remerciements

Je voudrais remercier Robert Lafrance, René Lalonde, Danielle Lecavalier, Graydon Paulin, James Powell, Larry Schembri et David Tessier pour leurs commentaires et suggestions. Je remercie également, de façon particulière, Céline Gauthier pour sa contribution méthodologique et Eddy Cavé pour sa participation à la rédaction de l'étude.

Résumé

La forte augmentation de la richesse au cours de la deuxième moitié des années 1990 a généré l'équivalent d'un certain montant d'épargne et, du même coup, un glissement important du taux d'épargne des ménages. Dans la présente étude, l'auteur tente d'expliquer cette baisse importante du taux d'épargne observée depuis 1995. Pour ce faire, il utilise la méthodologie de King, Plosser, Stock et Watson (King et coll. 1991). Contrairement aux résultats obtenus par plusieurs autres études, les résultats de la présente montrent que l'effet de la richesse sur la consommation est de nature transitoire plutôt que permanente et qu'il s'estompe relativement vite. La méthodologie utilisée permet de prendre en compte l'endogénéité des variables du modèle, tout en identifiant la réaction de la consommation à des chocs permanents de revenu, de richesse boursière et de richesse immobilière. Elle permet également de calculer la propension marginale des ménages à consommer la richesse boursière, qui se situe aux environs de 5,8 %. Par conséquent, environ la moitié de la baisse du taux d'épargne observée à partir de 1995 s'expliquerait par la hausse impressionnante de la richesse boursière au cours de cette période. L'autre moitié, quant à elle, serait plutôt imputable à la hausse de la richesse immobilière et de la propension marginale à consommer le revenu.

Classification JEL : E21
Classification de la Banque : Demande intérieure et composantes

Abstract

The substantial growth in wealth over the course of the second half of the 1990s generated the equivalent of a certain level of savings, while simultaneously causing household savings rates to fall significantly. The author seeks to explain this decline in savings, observed since 1995, using the methodology developed by King, Plosser, Stock, and Watson (1991). In contrast to the results obtained in a number of other studies, those presented here demonstrate that the wealth effect on consumption is transitional rather than permanent, dissipating quite rapidly. The methodology allows the author to account for the endogeneity of the model's variables, while also identifying the reaction of consumption to permanent shocks to income, stock wealth, and housing wealth. It further allows the author to compute the marginal propensity of households to consume from stock wealth, which turns out to be about 5.8 per cent. Consequently, about half of the fall in the savings rate observed since 1995 can be explained by the significant increase in stock wealth during this period. The other half is attributable to the increase in housing wealth and in the marginal propensity to consume from income.

JEL classification: E21
Bank classification: Domestic demand and components

1. Introduction

La phase d'expansion du présent cycle économique en est maintenant à sa dixième année. L'investissement a été un moteur considérable de l'activité économique au cours de ce cycle, du moins jusqu'à tout récemment, c'est-à-dire avant le ralentissement marqué de l'économie américaine. De plus, la croissance a été soutenue dans une large mesure par l'appétit insatiable du consommateur américain. Depuis 1995, la progression de la consommation s'est révélée être nettement supérieure à celle du revenu disponible, engendrant un glissement important du taux d'épargne des ménages[1]. L'exclusion, dans le calcul du revenu personnel, des gains en capital réalisés sur les actifs financiers a sans aucun doute contribué à faire diminuer ce taux d'épargne. Toutefois, la tendance baissière du taux d'épargne observée depuis plusieurs années a été si forte qu'elle ne peut pas s'expliquer uniquement par une simple modification du mode de calcul du revenu personnel.

D'emblée, plusieurs économistes imputent le recul du taux d'épargne des ménages à partir de 1995 à la hausse marquée de leur richesse, qui aurait eu pour effet de stimuler davantage la consommation. La richesse des ménages se divise en deux grandes composantes, la richesse immobilière, qui représente la valeur des immeubles et terrains, et la richesse mobilière, qui représente plutôt la valeur des actifs en bourse. La capitalisation boursière des États-Unis est sans contredit la plus importante au monde et traduit un ratio richesse-production relativement élevé. Cette richesse est principalement détenue par les investisseurs résidant aux États-Unis, ce qui pourrait effectivement indiquer que la richesse boursière a un effet important sur la consommation.

Le lien existant entre la consommation et la richesse est relativement complexe et difficile à mesurer. Les deux types de richesse peuvent engendrer une réaction différente de la consommation tant à court terme qu'à long terme. Ce phénomène pourrait s'expliquer par la concentration différente des deux types de richesse détenus par les ménages, ce qui signifierait que la réaction de la consommation à une hausse de la richesse boursière dépend d'un nombre beaucoup plus faible de ménages que ce n'est le cas pour la richesse immobilière. Il pourrait aussi s'expliquer par les caractéristiques différentes des ménages possédant les deux types de richesse, par exemple leur âge moyen ou la composition du groupe. En outre, chaque type de richesse peut affecter la consommation par le biais de différents canaux de transmission, ce qui rend encore plus difficile l'estimation de ses effets.

---

1. Voir le Graphique 6 de l'Annexe.

Lorsque leur richesse augmente, les ménages sont confrontés à plus d'un choix. Ils peuvent encaisser leurs gains en capital et les consommer à l'instant même. Dans ce cas, on dira que le lien entre la richesse et la consommation est direct, car le revenu disponible n'intervient aucunement lorsque la consommation est financée par la richesse. Les ménages ont toutefois une autre option. Ils peuvent décider de ne pas consommer directement leurs gains en capital, mais plutôt de consommer davantage leurs revenus, étant donné que l'augmentation inhérente de la richesse génère elle-même l'équivalent d'un certain montant d'épargne. De fait, les ménages pourraient moins ressentir le besoin d'épargner une partie de leur revenu disponible lorsque leur richesse augmente d'elle-même à un rythme notable. Dans ce cas, on dira plutôt que le lien entre la richesse et la consommation est indirect et se traduit par une hausse de la propension marginale à consommer le revenu.

L'analyse se complique davantage lorsque l'on sépare la richesse boursière en deux catégories, une passive et une active. La richesse boursière passive est constituée essentiellement d'actifs servant à préparer la retraite, est généralement peu liquide et bénéficie de certains allégements fiscaux immédiats ou d'un report des paiements d'impôt. De plus, la liquidation de ces actifs avant l'âge de la retraite comporte souvent des coûts fiscaux. Pour sa part, la richesse boursière active est constituée d'actifs détenus dans des comptes courants chez les courtiers en valeurs mobilières et elle est très liquide. Aucun coût fiscal n'est associé aux retraits d'argent, dont le montant peut être substantiel. Ces deux types de richesse sont susceptibles d'emprunter des canaux différents lorsqu'ils stimulent la consommation.

Dans le cas de la richesse immobilière, les deux canaux de transmission peuvent intervenir, quoiqu'intuitivement, le canal indirect semble être le plus approprié. Il est peu probable que les ménages consomment directement les gains en capital réalisés sur un actif immobilier, puisque les coûts d'encaissement du gain en capital sont très élevés (relocalisation, commission au courtier, nouvelle école pour les enfants etc.). De plus, les ménages peuvent utiliser les gains en capital réalisés dans l'immobilier afin d'acheter une maison ayant une valeur supérieure à l'ancienne au lieu d'augmenter simplement leur consommation en rachetant une maison de même valeur. Les implications économétriques de ces divers canaux de transmission rendent les effets de richesse difficiles à mesurer, car bien peu de méthodologies permettent d'isoler ces deux canaux.

Encore aujourd'hui, certains économistes utilisent des fonctions de consommation de type traditionnel, héritées des années 1970, pour évaluer la propension marginale à consommer la richesse. Cette technique possède de graves lacunes économétriques et n'est pas en mesure de

dissocier l'existence d'une relation transitoire d'une relation permanente entre la richesse et la consommation, ni de différencier un effet direct d'un effet indirect.

À ce jour, un nombre limité d'études empiriques récentes ont permis d'établir une relation robuste entre la richesse des ménages et la consommation globale. Les estimations actuelles les plus crédibles des effets de richesse sont dérivées de modèles simples du type MCE (modèle à correction d'erreurs). De façon générale, les résultats de ces modèles montrent un effet de richesse positif à long terme sur la consommation, mais relativement instable. Les estimations des effets de la richesse boursière varient entre 3,1 % et 7,3 % à long terme. De plus, la littérature ne fournit pas d'estimation concernant l'effet de la richesse immoblilière.

Cette étude a pour but premier de quantifier la réaction de la consommation à une variation de la richesse des ménages, tant à court terme qu'à long terme. Nous effectuons l'exercice pour les deux types de richesse et tentons de déterminer dans quelle mesure la consommation a été soutenue par les différentes composantes de la richesse des ménages dans la deuxième moitié des années 1990.

L'apport premier de l'étude réside dans l'utilisation d'une méthodologie de pointe permettant l'identification des chocs structurels transitoires et permanents qui affectent la consommation, ce, dans un contexte où existe une relation de cointégration entre les diverses variables économiques considérées. Le modèle utilisé est un modèle vectoriel à correction d'erreurs de nature structurelle (MVCES).

Les résultats semble indiquer qu'il y a entre la consommation et la richesse un lien direct à court terme, qui se situe dans l'intervalle des estimations qu'on trouve dans la littérature. Par contre, il ne semble pas y avoir de lien direct à long terme entre ces variables. Un lien indirect, par le biais d'un ajustement de la propension marginale à consommer le revenu, est identifié à court terme. De plus, les résultats tendent à appuyer l'hypothèse que la consommation aurait été soutenue, dans une certaine mesure, par la hausse de la richesse des ménages au cours de la deuxième moitié des années 1990.

Nos conclusions diffèrent toutefois de certains résultats publiés dans la littérature. L'effet de richesse agirait plutôt de façon transitoire sur la consommation, bien qu'il soit possible de lui associer un effet à long terme par l'entremise de notre mesure du revenu permanent. De plus, cet effet s'estomperait un peu plus rapidement qu'on ne l'observe généralement dans la littérature.

2. Revue de la littérature

Beaucoup d'efforts ont été déployés avant et pendant les années 1970 afin de quantifier l'effet d'une hausse de la richesse des ménages sur la consommation globale. Les travaux de recherche ainsi effectués portaient spécifiquement sur la modélisation de fonctions de consommation globales, de type traditionnel, liant de façon explicite la consommation au revenu disponible et à la richesse.

Il est surprenant d'observer le peu d'intérêt manifesté par les chercheurs pour les effets qu'a eus sur l'économie réelle un changement de la richesse au cours des années 1980. Récemment toutefois, l'intérêt d'un tel sujet a semblé refaire surface en raison notamment de la tenue affichée par les marchés boursiers au cours de la deuxième moitié des années 1990, laquelle était d'autant plus bonne qu'elle était accompagnée d'une forte croissance de la consommation. Malgré un certain regain d'intérêt pour le sujet, un nombre relativement faible d'études récentes ont quantifié l'effet d'une hausse de la richesse des ménages sur la consommation. Par contre, plusieurs études ont été réalisées sur la distribution de la richesse ou ont fait état de l'existence d'une relation entre la richesse et la consommation, sans toutefois dériver directement de propension marginale à consommer[2].

Deux points communs se dégagent de bon nombre d'études relatives aux caractéristiques de la richesse boursière des États-Unis. Le premier point commun est la concentration des titres boursiers entre les mains d'un faible nombre de ménages. La richesse boursière est donc mal répartie et sa distribution est très inégale. Les 10 % des ménages les plus riches détiennent un peu plus de 80 % de l'ensemble des actions et des fonds communs de placement. De plus, environ la moitié des ménages ne détiennent toujours pas d'actions. C'est donc dire que la valeur **médiane** des portefeuilles d'actions de société détenues par les ménages est faible et que les ménages se situant dans la moitié la plus riche de la distribution (spécialement les ménages situés dans les plus hauts percentiles) sont en mesure de bénéficier de l'augmentation de la valeur des titres de société. De plus, selon Starr-McCluer (1998), le poids des dépenses de consommation des ménages riches en proportion des dépenses totales est disproportionné. En fait, la tranche de 20 % de ménages ayant les revenus les plus élevés a compté pour environ 37,0 % de la consommation totale en 1995. Le comportement de ce groupe de ménages joue donc un rôle primordial dans l'analyse de l'effet de richesse aux États-Unis.

---

2. Voir Desnoyers (1999) pour une revue détaillée de la littérature concernant l'effet de richesse chez les ménages.

Le deuxième point commun qui se dégage d'un grand nombre d'études est qu'au fil des années, la détention active d'actions a perdu du terrain par rapport à la détention passive. Par exemple, les résultats de l'étude de Starr-McCluer (1998) indiquent que les ménages épargnent surtout en vue de la retraite.

La littérature confirme également la difficulté de mesurer l'effet d'une augmentation de la richesse des ménages sur la consommation. D'une part, un nombre limité d'études récentes ont tenté d'identifier un lien direct entre la richesse et la consommation à l'aide de techniques économétriques fiables. D'autre part, les résultats des différentes études sont contradictoires. Les estimations actuelles les plus crédibles des effets de richesse sont obtenues à l'aide de modèles à correction d'erreurs. Mentionnons à titre d'exemples Steindel et Ludvigson (1999), Boone, Giorno et Richardson (1998) et Pichette (2000). De façon générale, les résultats de ces modèles montrent un effet de richesse positif à long terme sur la consommation. Certaines estimations de l'effet de richesse vont jusqu'à 7,0 % (Boone, Giorno et Richardson, 1998). Toutefois, certains résultats donnent à penser que cette relation de long terme serait instable. Par exemple, Steindel et Ludvigson (1999) obtiennent des propensions marginales de long terme à consommer la richesse variant entre 3,1 % et 7,2 % selon la période échantillonale choisie.

De plus, la relation transitoire entre la richesse et la consommation obtenue à l'aide de ce type de modèle est parfois peu robuste. Certaines études identifient un lien transitoire entre ces deux variables (Boone, Giorno et Richardson, 1998), alors que d'autres n'en trouvent aucun (Steindel et Ludvigson, 1999). Il semble également que les prévisions de la consommation basées sur des modèles utilisant la richesse des ménages comme variable explicative donnent de moins bons résultats qu'un processus univarié de la consommation. Dans ce type de modèle, la relation transitoire dépend souvent du nombre de retards inclus dans la dynamique du modèle à correction d'erreurs.

Certains auteurs affirment même qu'il n'existe pas de relation entre la richesse des ménages et la consommation. C'est le cas de Poterba et Samwick (1995), pour qui la corrélation entre la croissance de la consommation et les rendements passés des marchés boursiers est imputable à des caractéristiques d'indicateur avancé des marchés boursiers plutôt qu'à des effets de richesse purs.

Il ressort donc de notre survol de la littérature que les résultats obtenus à l'aide de modèles à correction d'erreurs semblent indiquer qu'il existe une relation de long terme entre la richesse et la consommation, alors que les résultats obtenus à partir des relations transitoires sont moins concluants.

3. Méthodologie

La méthodologie choisie nous permet de corriger certaines lacunes des modèles de type MCE, sans modifier le modèle dans sa nature. En somme, notre procédure économétrique s'inscrit dans la foulée des modèles de type MCE utilisés dans la littérature, mais elle permet d'aller plus loin que ces derniers, de répondre à davantage de questions et possède moins de lacunes sur le plan économétrique.

Il est possible que les modèles de type MCE ne soient pas en mesure de bien identifier simultanément la relation de long terme et la relation transitoire existant entre la richesse et la consommation. D'une part, la nature même des modèles de type MCE ne permet pas de prendre en compte de façon explicite l'endogénéité des variables utilisées dans le modèle estimé. D'autre part, cette méthodologie n'identifie pas explicitement de chocs structurels qui puissent affecter la consommation et s'apparente plutôt à des modèles de forme réduite. Ces derniers ne sont pas formés d'un système d'équations, mais plutôt d'une équation unique et, par conséquent, d'un seul vecteur de chocs de forme réduite. Cela rend impossible l'identification des chocs structurels. De plus, au sein de la littérature, les auteurs utilisent souvent à tort leurs estimations des relations de cointégration afin de conclure à des effets de long terme entre la richesse et la consommation, ce qui, selon Wickens (1999), est incorrect, puisque ces relations de cointégration ne peuvent recevoir une interprétation économique.

Une bonne méthodologie devrait nous permettre de quantifier l'impact d'une correction boursière et d'identifier les périodes où la consommation a pu être soutenue par la hausse persistante des cours sur les marchés boursiers. Elle devrait également permettre d'identifier une réaction différente de la richesse immobilière et de la richesse boursière. De plus, nous voulons utiliser une méthodologie qui soit en mesure de dissocier une relation transitoire et une relation permanente entre la richesse et la consommation dans le cadre d'un modèle de forme structurelle et non de forme réduite et qui prenne en compte l'endogénéité des variables du système. Par conséquent, la méthodologie retenue est celle de King, Plosser, Stock et Watson (King et coll., 1991). Elle permet l'identification des chocs structurels affectant de façon permanente ou temporaire la tendance de la consommation. L'approche permet également de décomposer la variance de la consommation et d'identifier la propagation dynamique des chocs structurels de richesse dans le temps, en nous fournissant des profils de réaction. Nous utilisons donc un modèle vectoriorel à correction d'erreurs de type structurel, un MVCES. Cette méthodologie s'apparente au modèle de vecteur autorégressif structurel (VARS), mais est employée lorsqu'il y a cointégration entre des variables économiques.

Le modèle comporte six variables et un vecteur de cointégration[3], ce qui permet l'identification de cinq chocs permanents et d'un choc transitoire. Le fait d'obtenir un vecteur de cointégration signifie qu'une tendance stochastique parmi les six est une combinaison linéaire des autres tendances, ce qui implique la présence de cinq chocs permanents et non pas de six. En l'absence de cointégration, nous aurions identifié six chocs permanents au lieu de cinq, ce qui aurait plutôt commandé l'utilisation d'un VARS et non d'un MVCES.

La matrice des effets à long terme des chocs est similaire à celle obtenue à l'aide d'un VARS. La différence entre les deux réside dans le fait que la MVCES utilise l'information contenue dans le vecteur de cointégration pour identifier les chocs permanents. Notre approche permet donc, tout comme un VARS, d'identifier des chocs structurels, mais en utilisant de façon simultanée l'information contenue dans le vecteur de cointégration. La méthode s'applique également aux cas où il y aurait plus d'un vecteur de cointégration. Dans ce cas, le nombre de chocs permanents serait diminué d'autant. La méthodologie est exposée de façon explicite en annexe.

L'identification de la forme structurelle du modèle, tout comme un SVAR, requiert l'imposition de certaines restrictions à la matrice de long terme des chocs structurels. Comme nous l'avons mentionné précédemment, le modèle comporte cinq chocs permanents distincts et un choc transitoire. Nous divisons donc la matrice des effets à long terme des chocs structurels en deux catégories qui reflètent l'existence des chocs $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^p, \varepsilon_t^t)$. La partie permanente des chocs structurels est donc composée de cinq chocs distincts, soit trois types de chocs affectant respectivement la tendance du PIB réel, de la richesse boursière et de la richesse immobilière, un choc permanent affectant la tendance de l'inflation et un choc affectant la tendance du taux d'intérêt réel de long terme. Les chocs permanents sont représentés par le vecteur $\varepsilon_t^p = (\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^{r1}, \varepsilon_t^{r2}, \varepsilon_t^{\Pi}, \varepsilon_t^{rr})$.

Compte tenu des résultats de l'estimation du modèle de forme réduite qui a mené à l'identification d'un seul vecteur de cointégration, un choc transitoire ε_t^t complète la matrice des effets à long terme des chocs structurels.

La matrice des effets à long terme des différents chocs est définie comme suit :

$$\Gamma(1) = [\tilde{\omega}\Pi \;\; 0], \qquad (1)$$

3. La cointégration est estimée par la méthode de Johansen.

où

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ h_{61} & h_{62} & h_{63} & h_{64} & h_{65} \end{bmatrix} = \omega . \qquad (2)$$

Cette matrice représente l'effet respectif qu'a sur la consommation un choc de 1,0 % de chacune des variables du vecteur de cointégration[4]. Ces effets nous sont donnés par les éléments de la dernière ligne de la matrice et sont tirés du vecteur de cointégration issu du MVCE de forme réduite. La matrice comporte cinq colonnes parce qu'il y a cinq chocs permanents dans le modèle et que tous les éléments de la matrice sont connus. Les vecteurs de cointégration estimés des modèles sont normalisés par rapport à la consommation. Aucune valeur des vecteurs n'est contrainte, c'est-à-dire que les résultats reflètent les valeurs estimées et non des valeurs imposées qui auraient pu être validées au moyen de tests statistiques classiques. Les valeurs du vecteur *h* sont présentées au tableau ci-dessous.

Tableau 1 : Vecteurs de cointégration normalisés par rapport à la consommation

	Y	W1	W2	Π	Rlt
Modèle 1	1,05	-0,01	0,01	0,00	0,00
Modèle 2	1,13	-0,05	0,02	-0,01	-0,01

Le premier vecteur de cointégration correspond au modèle où l'on utilise une mesure de la richesse boursière active. Le deuxième vecteur est associé au modèle où l'on introduit une mesure de la richesse boursière totale, c'est-à-dire de la somme de la richesse boursière active et de la richesse boursière passive.

Les résultats obtenus de l'estimation du modèle de forme réduite montrent que le lien entre notre mesure du revenu permanent et la consommation est plus étroit qu'avec n'importe quelle autre variable. Il existe donc une relation de cointégration entre notre mesure du revenu permanent et la consommation, mais pas entre la richesse et la consommation. Ce résultat est différent de celui des études répertoriées dans la revue de la littérature. Il serait toutefois faux de

4. La ligne de lettres *h* pourrait ne pas être située au dernier rang dans la matrice selon l'ordre dans lequel la variable de consommation est insérée dans le modèle.

déduire qu'il influence grandement les conclusions que l'on peut tirer de la forme structurelle du modèle. En effet, nous avons estimé un modèle à l'aide de la méthodologie des VARS où l'on fait fi de la relation de cointégration entre les variables. Or, il s'avère qu'avec cette hypothèse, seul le revenu permanent affecte à long terme la consommation, tout comme dans le cas d'un MVCES.

La matrice Π est plutôt triangulaire et doit être estimée. Elle permet aux différents chocs d'avoir des effets permanents sur certaines variables du système[5] et s'écrit comme suit :

$$\begin{bmatrix} r_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ r_{21} & r_{22} & 0 & 0 & 0 \\ r_{31} & r_{32} & r_{33} & 0 & 0 \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & r_{44} & 0 \\ r_{51} & r_{52} & r_{53} & r_{54} & r_{55} \end{bmatrix} = \Pi \qquad (3)$$

Le produit matriciel $\tilde{\omega}\Pi$ s'apparente à la matrice des effets à long terme des chocs structurels et permanents dans un modèle SVAR. On voit clairement à l'aide de ce produit matriciel le rôle joué par le vecteur de cointégration dans le calcul des effets à long terme des chocs permanents. Les valeurs estimées de ce vecteur font partie intégrante du calcul. Toutefois, les effets permanents dépendent entre autres des valeurs estimées de la matrice Π. L'identification du modèle structurel exige d'imposer des restrictions à la matrice afin de pouvoir l'identifier[6].

4. Base de données

Notre échantillon porte sur la période allant du premier trimestre de 1969 au dernier trimestre de 1999. Le modèle comporte six variables I(1), comme il est confirmé par les tests de racine unitaire[7]. Ces variables sont le PIB, la richesse nette boursière[8], la richesse nette immobilière[9], la consommation totale, une mesure de l'inflation ainsi qu'un taux d'intérêt réel à long terme pratiqué par les sociétés cotées AAA. Ces variables sont exprimées en logarithme et en termes réels par habitant, à l'exception du taux d'inflation et du taux d'intérêt réel. Les études empiriques

5. Cette matrice est carrée, et l'ordre correspond toujours au nombre de chocs permanents du système.
6. Voir section 5.0.
7. Les résultats des tests sont disponibles en annexe.
8. Nous utilisons deux mesures de richesse boursière nette à des fins d'analyse de sensibilité : une mesure de richesse boursière nette totale qui inclut la richesse boursière nette passive et active, et une deuxième mesure de richesse nette, qui inclut seulement la richesse active.
9. Cette variable inclut la valeur nette des terrains et des biens immobiliers, terrains vacants compris, détenus par les ménages.

visant à quantifier des effets de richesse utilisent généralement des variables réelles par habitant. Il en est ainsi en raison du fait que la richesse globale peut augmenter dans le temps, par un simple accroissement de la population, sans que n'augmente la richesses moyenne des ménages. Par exemple, si la population augmente, l'accroissement de la richesse immobilière ne signifie pas nécessairement que les ménages détiennent, en moyenne, davantage de maisons ou des maisons d'une plus grande valeur.

Le PIB réel est inséré dans le modèle afin de capter les chocs d'offre dans l'économie. La tendance de cette variable vise donc à capter l'effet de revenu permanent. Mentionnons que cette variable a été essentielle à l'identification adéquate des chocs d'offre. Les variables partielles d'offre globale telles que la productivité ou le taux d'activité se sont avérées insuffisantes, c'est-à-dire qu'elles n'ont pas permis de bien identifier les chocs d'offre.

Notre mesure de la richesse boursière nette exclut la détention directe de titres obligataires dans la mesure où nous nous intéressons aux effets de la richesse boursière. Il ne faut pas oublier qu'il existe une substitution possible entre les obligations et les actions, de sorte qu'une augmentation de la richesse boursière pourrait être le reflet d'une diminution de la richesse obligataire lorsque les investisseurs décident de procéder à des substitutions entre leurs actifs. Dans un tel cas, l'augmentation de la richesse boursière ne devrait pas avoir d'effet sur la consommation, puisque les investisseurs ne sont pas plus riches. Toutefois, notre analyse de sensibilité montre que les résultats ne changent pas, selon que l'on inclue ou non les obligations dans la richesse boursière. Ce résultat est peu surprenant, compte tenu du fait que la richesse obligataire est de faible taille comparativement à la richesse boursière et que les rendements obligataires sont de loin inférieurs aux rendements boursiers moyens.

Tableau 2 : Composition de la richesse

Richesse immobilière	Richesse boursière	
	Passive	**Active**
Valeur nette des immeubles, terrains compris	Valeur nette des fonds détenus dans les compagnies d'assurance Valeur nette des fonds détenus dans les fonds de pension	Valeur nette des actions boursières autres que celles détenues par l'entremise des compagnies d'assurance, des fonds de pension, des fonds communs de placement ou des sociétés de fiducie
Valeur nette des terrains vacants	Valeur nette des fonds communs de placement Valeur nette des fonds détenus dans les sociétés de fiducie	

Nous utilisons une donnée intrapolée relative à la richesse immobilière des ménages, puisque seule une statistique annuelle est disponible. Toutefois, la richesse immobilière des ménages est une série beaucoup moins volatile que la richesse boursière. Son évolution annuelle montre une tendance positive relativement linéaire. Par conséquent, l'intrapolation semble être une hypothèse peu contraignante. Les résultats des effets de la richesse immobilière sur la consommation ne sont pas grandement modifiés par l'intrapolation. De même, l'estimation de la forme réduite du modèle n'est pas influencée par la méthode d'intrapolation utilisée, tout comme les résultats des décompositions de variances, des profils de réaction et des composantes.

Nous avons introduit dans le modèle un taux d'intérêt de long terme et une mesure de l'inflation dans la foulée de certains travaux effectués à la Banque du Canada avec la méthodologie des VARS[10]. Ces deux variables permettent de bien identifier les profils de réaction des chocs structurels. Le taux d'inflation est mesuré à l'aide du dégonfleur de la consommation. L'inflation permet d'identifier un choc pouvant être associé à un choc monétaire, tandis que le taux d'intérêt de long terme nous fournit de l'information sur la dynamique de court terme existant entre les taux d'intérêt, la richesse boursière et la richesse immobilière, tout en permettant de tenir compte du lien à long terme avec la composante permanente du PIB réel.

Le calcul des deux catégories de richesse des ménages est un calcul de richesse nette, puisqu'on y soustrait le passif des ménages. Nous avons dans un premier temps retranché de la

10. Voir Lalonde (1998), Lalonde, Page et St-Amant (1998) ainsi que St-Amant et van Norden (1997).

richesse immobilière la dette hypothécaire, de façon à obtenir une richesse immobilière nette. Il est plus difficile de savoir a priori quelle dette on doit soustraire de la richesse boursière afin de calculer la richesse boursière nette. Comme toute dette doit être un jour remboursée, l'effet de l'endettement sur la consommation est temporaire et non permanent. Par conséquent, nous avons soustrait de la richesse boursière l'ensemble de la dette des ménages, dette hypothécaire exclue. La dette hypothécaire représente de loin la plus grosse composante de la dette totale des ménages, soit environ 65,0 %. Elle est suivie du crédit à la consommation, qui forme environ 21,0 % du total. Ce calcul nous semble justifié dans la mesure où la taille de la « dette financière » est relativement faible comparativement à l'actif détenu sous forme d'actions[11].

5. Restrictions du modèle

Comme nous l'avons mentionné précédemment, le modèle comporte cinq chocs permanents. Le sixième choc est transitoire et n'affecte par définition aucune variable à long terme. Étant donné l'objectif du projet de recherche, les trois chocs permanents les plus importants sont ceux qui affectent la tendance du PIB, la tendance de la richesse boursière et la tendance de la richesse immobilière. Nous sommes ultimement intéressés par la propagation dynamique de ces trois chocs sur la consommation. Nous ordonnons donc ces trois variables dans l'ordre suivant : le PIB réel, la richesse boursière réelle et la richesse immobilière réelle. Cet ordonnancement implique que la composante permanente du PIB réel n'est pas affectée à long terme par les quatre autres chocs permanents du modèle. Il est vrai qu'à court terme la consommation peut déterminer le PIB réel, mais, à long terme, cette hypothèse est difficile à justifier. Selon la théorie de la consommation, une variation à long terme du revenu permanent devrait affecter la consommation, mais non l'inverse. Les sources d'une augmentation de la composante permanente du PIB réel pourraient être de nature technologique, ce qui rend les cinq premières restrictions du modèle relativement plausibles[12]. Les restrictions imposées impliquent également que nous permettons à la composante permanente du PIB d'avoir, tout comme les deux types de richesse, un effet à long terme sur la consommation.

---

11. L'actif financier des ménages est constitué comme suit : environ 30,0 % en fonds de pension, 21,0 % en actions détenues directement; 15,0 % en participation dans des entreprises individuelles; 13,0 % en dépôts et 7,0 % en obligations.

12. Certains travaux de la Banque du Canada indiquent que les deux principaux déterminants de la composante permanente du PIB réel seraient la productivité et le taux d'activité. Nous supposons que ces résultats sont justes et nous utilisons uniquement la variable du PIB réel dans le modèle pour éviter la présence d'un nombre trop grand de variables représentant l'offre globale. La simple introduction du PIB réel permet de capter adéquatement l'ensemble des chocs d'offre dans l'économie. Voir Lalonde (1998).

Les chocs et les restrictions qui servent à identifier le modèle structurel peuvent être exprimés de la façon suivante :

$$(\varepsilon^{y}, \varepsilon^{r1}, \varepsilon^{r2}, \varepsilon^{\Pi}, \varepsilon^{rr}, \varepsilon^{t})$$

$$\begin{bmatrix} Y \\ R1 \\ R2 \\ inf \\ rlt \\ C \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ r_{21} & r_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ r_{31} & r_{32} & r_{33} & 0 & 0 & 0 \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & r_{44} & 0 & 0 \\ r_{51} & r_{52} & r_{53} & r_{54} & r_{55} & 0 \\ r_{61} & r_{62} & r_{63} & r_{64} & r_{65} & r_{66} \end{bmatrix} = \Gamma(1).$$

Puisque nous excluons de la richesse boursière les titres à revenu fixe, nous pouvons imposer la restriction selon laquelle la richesse boursière ne peut affecter le PIB réel à long terme. Les paiements d'intérêts devraient déjà être comptabilisés dans le PIB réel. Quant à la richesse immobilière, elle ne peut pas, tout comme la richesse boursière, affecter la composante permanente du PIB réel, mais la structure des restrictions permet l'inverse. Une hausse du revenu permanent peut affecter la tendance de la richesse immobilière.

Étant donné que la richesse boursière précède la richesse immobilière dans l'ordonnancement des variables, nous imposons la restriction selon laquelle la richesse immobilière n'affecte pas à long terme la richesse boursière. Toutefois, nous permettons que la richesse boursière ait un effet permanent sur la richesse immobilière. Il est vrai que certains ménages ont pu refinancer récemment leur hypothèque à des fins d'investissement dans le marché boursier, mais l'effet de cette opération est minime selon la Réserve fédérale. L'autorité monétaire estime que seulement 2,0 % des liquidités dégagées par les refinancements d'hypothèques se sont retrouvées sous forme d'investissement dans le marché boursier. Les ménages ont plutôt utilisé l'emprunt hypothécaire pour refinancer des dettes existantes à des taux d'intérêt beaucoup plus faibles. Par contre, la structure du modèle permet aux ménages d'augmenter leurs actifs immobiliers à l'aide du marché boursier. Intuitivement, il semble peu probable que les ménages encaissent un gain en capital sur leur propriété à des fins d'investissement boursier, puisque, comme nous l'avons mentionné précédemment, l'encaissement de ce gain en capital implique un déménagement et des frais de commission substantiels.

Nous associons le choc affectant la tendance de l'inflation aux chocs monétaires, car nous supposons que seules les autorités monétaires peuvent modifier cette tendance. Bien que nous permettions à l'inflation d'avoir un effet à long terme sur la consommation, nous devrions, en

principe, observer la neutralité à long terme des chocs monétaires affectant les variables réelles. Les résultats montrent effectivement que le choc monétaire n'a aucun effet à long terme sur la consommation réelle.

Finalement, la matrice de long terme comprend six restrictions supplémentaires associées aux chocs transitoires et qui servent à identifier le modèle. Il est important de bien distinguer les chocs transitoires de l'effet à court terme des chocs permanents. Le choc transitoire n'affecte aucune variable à long terme, parce que nous faisons l'hypothèse que ses effets permanents sont nuls. Ce choc ne doit cependant pas être confondu avec les effets à court terme des chocs permanents touchant chacune des variables.

6. Résultats

Dans cette section, nous décrivons les principaux résultats du modèle. Nous commençons par caractériser la propagation dynamique des chocs permanents qui affectent la consommation. En deuxième lieu, nous discutons de l'importance relative de ces chocs. Finalement, nous décrivons les composantes de la consommation et de la richesse pendant la deuxième moitié des années 1990.

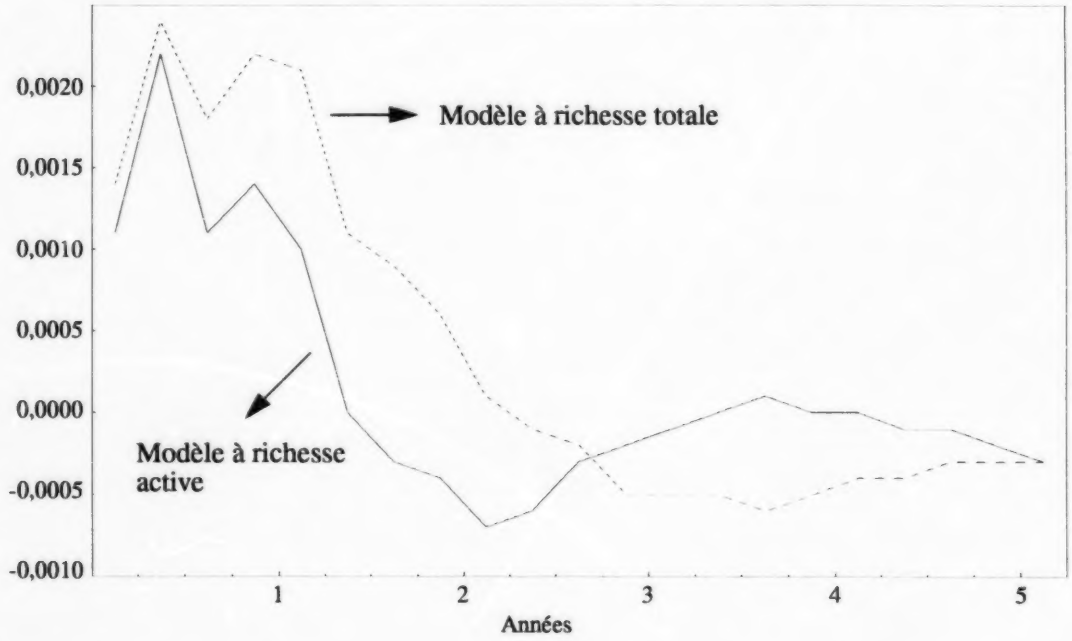
6.1 Propagation dynamique des chocs

Le Graphique 1 montre la réaction de la consommation à un choc direct de richesse boursière[13]. À court terme, l'effet à la hausse sur la consommation atteint son sommet après deux trimestres, et ce, pour les deux variables de richesse considérées. On note également un effet un peu moins important à l'impact.

Après cinq trimestres, une hausse de la richesse active n'engendre pratiquement plus de réaction de la consommation. Ce délai est légèrement plus élevé en ce qui a trait à la richesse boursière totale, se situant aux environs de deux ans. De façon générale, la propagation dynamique des chocs de richesse est similaire dans les deux modèles, mais les chocs de richesse totale persistent un peu plus longtemps. Le point le plus important à noter est que ces chocs n'ont aucun effet permanent sur la consommation.

13. Il s'agit d'un choc d'un écart-type.

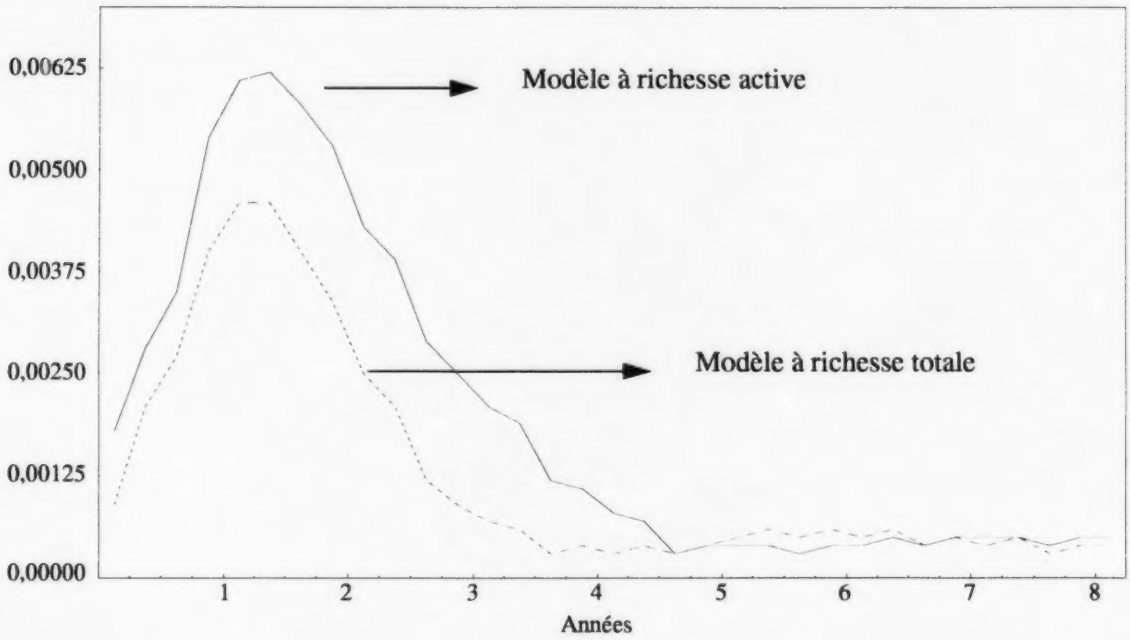
Graphique 1 : Effet d'un choc de richesse boursière sur la consommation



Le Graphique 2 montre la réaction de la consommation à un choc de richesse immobilière. L'effet est positif et atteint son sommet après cinq trimestres, ce qui intervient plus tard que la réaction de la richesse boursière. L'effet diminue graduellement par la suite pour être nul après environ quatre ans. Tout comme dans le cas de la richesse boursière, la richesse immobilière n'affecte pas à long terme la consommation. On peut également observer que la réponse est plus lisse que dans le cas de la richesse boursière, ce qui est compatible avec l'évolution relative de la richesse immobilière, qui tend à être moins variable que la richesse boursière.

Étant donné les différents profils de réaction dynamique obtenus du modèle structurel, nous pouvons calculer de façon approximative la propension marginale à consommer la richesse boursière et la richesse immobilière qui correspond à notre période échantillonale. Une augmentation de la richesse boursière totale d'un dollar se traduit par une réaction de la consommation d'environ 0,058 dollar après deux trimestres. Cet effet représente l'effet maximal, c'est-à-dire la propension marginale la plus élevée à consommer la richesse, étant donné le profil de réaction calculé par le modèle structurel. Ainsi, cette propension s'établit à 5,8 %. Dans le contexte de la forte hausse que connaît la richesse depuis les cinq dernières années, cette propension peut expliquer en partie la chute observée du taux d'épargne des ménages.

Graphique 2 : Effet d'un choc de richesse immobilière sur la consommation



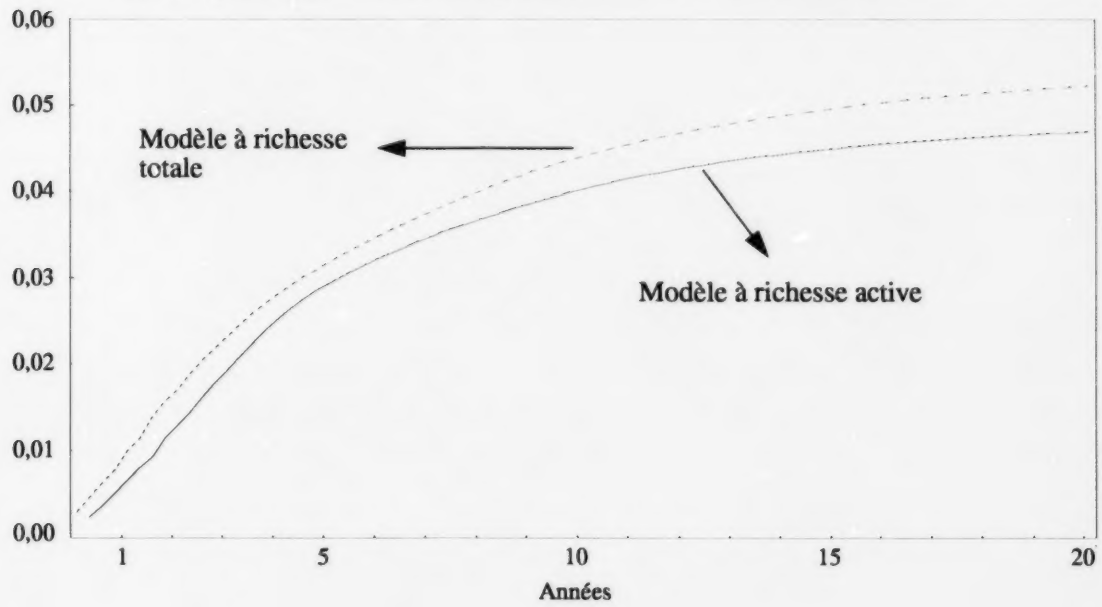
Nous pouvons également calculer une propension pour la richesse immobilière. La propension marginale à consommer ce type de richesse s'établit à un peu plus de 20,0 %. À première vue, cette propension peut sembler élevée. Toutefois, cet ordre de grandeur se compare avantageusement à celui obtenu à l'aide du modèle FRB/US de la Réserve fédérale. Le ratio de la propension marginale à consommer la richesse immobilière à la propension marginale à consommer la richesse boursière calculé à l'aide du modèle de la Réserve fédérale est d'environ 4,4, chiffre voisin de notre ratio. Il faut également mentionner que la propension marginale plus élevée liée à la richesse immobilière est associée à des rendements beaucoup plus faibles que les rendements boursiers, surtout depuis les cinq dernières années, de sorte que l'effet d'une hausse de la richesse immobilière sur la consommation est comparable à celui de la richesse boursière si l'on prend en compte les différences de rendement de ces deux catégories d'actif. Un autre point à mentionner est que la richesse immobilière peut augmenter en raison du fait que la dette hypothécaire diminue, sans que les prix des maisons n'augmentent. Étant donné que la population est appelée à vieillir, la richesse immobilière devrait augmenter à nouveau en raison d'une diminution de la dette hypothécaire, quel que soit le comportement des prix des maisons. Au niveau global, une diminution de la dette hypothécaire moyenne par maison augmente la richesse immobilière nette et permet de dégager de la liquidité supplémentaire pour consommer davantage. D'autres motifs peuvent également modifier le profil des emprunts hypothécaires des ménages. Ces derniers peuvent refinancer l'ensemble de leurs autres dettes de façon à diminuer

leurs paiements mensuels. Les ménages peuvent également refinancer leur dette pour diminuer le service d'autres types d'emprunt ou simplement refinancer en augmentant leurs paiements mensuels de façon à accélérer le remboursement de leur dette. Tous ces scénarios se traduisent par une modification de la richesse immobilière nette, sans que les prix des actifs ne fluctuent nécessairement.

Le Graphique 3 illustre la réaction de la consommation à un choc d'écart-type du revenu permanent. Contrairement à la richesse des ménages, le revenu permanent affecte à long terme la consommation, ce qui est compatible avec la théorie économique. L'effet maximal est atteint à long terme, mais l'accélération de la consommation est un peu plus rapide au cours de la propagation dynamique, qui correspond aux cinq premières années des chocs. Comme c'est le cas pour les réactions de la consommation à des chocs de richesse, la propagation dynamique de la consommation après un choc de revenu permanent est similaire dans les deux modèles considérés.

Étant donné qu'aucune restriction de long terme n'est imposée à la consommation, l'ensemble des chocs de richesse peut avoir un effet permanent sur cette variable. Toutefois, à la lumière des résultats obtenus, l'ensemble des effets des chocs permanents de richesse sur la consommation est nul à long terme, contrairement aux chocs de revenu permanent.

Graphique 3 : Choc de revenu permanent sur la consommation



6.2 Importance relative des chocs

6.2.1 Décompositions de la variance de la richesse

La décomposition de la variance de long terme de la richesse boursière totale est dominée par les chocs qui influencent la tendance du revenu permanent à concurrence d'environ 67,0 %, alors que ses propres chocs expliquent environ 33,0 % de sa variance. L'importance relative des taux d'intérêt de long terme est inférieure à celle obtenue du modèle où l'on a introduit la richesse active comme mesure de la richesse boursière, ce qui signifie que la richesse passive est moins tributaire des taux d'intérêt que la richesse active. Intuitivement, il est aisé de concevoir que l'ensemble des fonds détenus par les fonds de pension où les contributions sont versées à une fréquence donnée sont complètement insensibles à la conjoncture des taux d'intérêt. En effet, celles-ci doivent être effectuées périodiquement sans égard au niveau des taux d'intérêt.

Par conséquent, une plus grande partie de l'épargne est canalisée directement vers la richesse boursière passive aux dépens de la richesse boursière active[14]. Ainsi, à long terme, l'augmentation de la richesse passive est davantage causée par l'augmentation du revenu permanent que celle de la richesse active. Autrement dit, les ménages préfèrent en moyenne contribuer davantage à la richesse passive qu'à la richesse active, ces fonds servant à préparer la retraite. Les données confirment cette hypothèse par la montée fulgurante et relative de la richesse passive au cours des vingt dernières années. Il existe donc une tendance commune plus forte entre la richesse boursière passive et le revenu permanent qu'entre le revenu permanent et la richesse boursière active, étant donné que les chocs qui affectent le revenu permanent affectent également la richesse boursière passive, du moins en partie.

La décomposition de la variance de la richesse boursière active est dominée par ses propres chocs à court terme, mais également à long terme, à la différence de celle de la richesse boursière passive. Comme nous l'avons mentionné précédemment, les ménages placent systématiquement moins leurs épargnes sous forme de richesse active que de richesse passive. À long terme, la variance de la richesse boursière active s'explique à 98 % par ses propres chocs. Cette proportion n'est que de 67 % à court terme. Les taux d'intérêt réels de long terme expliquent environ 18 % de la variance de la richesse boursière active à l'impact, ce qui est plus élevé que dans le cas de la richesse boursière passive[15].

---

14. Mentionnons, par exemple, un des différents régimes d'épargne offerts par les employeurs, le 401K, qui est largement utilisé par bon nombre de sociétés.
15. Le taux de rotation des portefeuilles constitués de richesse passive est généralement moins élevé que celui des portefeuilles de la richesse active puisqu'il est moins exposé à de la spéculation dans le marché boursier.

La décomposition de la variance de long terme de la richesse immobilière est nettement dominée par la composante permanente du PIB réel, c'est-à-dire à 86,0 %, alors que ses propres chocs expliquent seulement 12,0 % de la variance à long terme. À court terme toutefois, la décomposition de la variance est différente. Les chocs qui affectent la tendance de la richesse immobilière expliquent environ 96 % de la variance de court terme de la richesse immobilière. Cette importance relative diminue à 65 % après 16 trimestres et à 39 % après 32 trimestres. Il n'est pas surprenant que le revenu permanent explique la majeure partie de la richesse immobilière. En effet, à long terme, les ménages paient en général leurs maisons, de sorte que le remboursement intégral du prêt hypothécaire augmente leur richesse nette. Le paiement de cet actif se réalise indépendamment de l'évolution de son prix.

6.2.2 Décompositions de la variance de la consommation

Le Tableau 1 présente les résultats de la décomposition de la variance de la consommation du modèle où l'on a introduit la richesse active. À l'impact, le choc transitoire explique environ la moitié de la variance de court terme de la consommation. L'importance relative du choc transitoire diminue rapidement par la suite, pour atteindre environ 5,0 % après deux ans. La composante permanente du PIB réel explique un peu moins de 25 % de la variance de la consommation à l'impact, mais ce pourcentage augmente de façon soutenue pour atteindre plus de 90,0 % après seulement quatre ans.

Tableau 3 : Décomposition de la variance de la consommation — Modèle à richesse active

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_π	Chocs ε_{rr}	Chocs ε_t
1	23	4	14	11	0	47
4	48	5	29	2	0	16
8	66	1	23	0	2	6
16	91	0	6	0	1	1
32	98	0	1	0	0	0
64	100	0	0	0	0	0
∞	100	0	0	0	0	0

Les résultats montrent également que la richesse immobilière a une importance relative plus élevée que la richesse boursière et une persistance également plus élevée, bien que la richesse immobilière soit moins volatile que la richesse boursière. La richesse boursière n'explique pas

plus de 5,0 % de la variance de la consommation après quatre trimestres, tandis que la richesse immobilière explique jusqu'à 29,0 % sur un même horizon. Le point le plus important à souligner est l'absence d'effet permanent des deux chocs de richesse, comme on l'a vu à la section précédente, qui se traduit par une contribution nulle à long terme à la décomposition de la variance de la consommation. En fait, la composante permanente du PIB réel explique la totalité de la variance de long terme de la consommation. On note également que le choc monétaire explique une faible partie de la variance de la consommation à très court terme et qu'il n'affecte pas la variance de la consommation à long terme, ce qui est un résultat souhaité.

Le Tableau 4 montre, à des fins d'analyse de sensibilité, les résultats de la décomposition de la variance de la consommation à l'aide du modèle dans lequel nous avons introduit la richesse boursière totale. Ces chiffres sont similaires à ceux obtenus avec le modèle précédent. Le revenu permanent explique toutefois davantage la variance de la consommation à court terme, ce qui indiquerait une hausse à court terme de la propension marginale à consommer le revenu. Les chiffres relatifs à la richesse immobilière déterminés à l'aide de ce modèle sont légèrement inférieurs à ceux qui sont obtenus avec le modèle précédent. Tout comme au Tableau 1, la consommation est dominée à long terme par le revenu permanent.

Tableau 4 : Décomposition de la variance de la consommation — Modèle à richesse totale

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_π	Chocs ε_{rr}	Chocs ε_t
1	39	2	3	14	2	40
4	64	6	14	5	2	9
8	79	2	10	2	3	3
16	94	0	2	0	2	0
32	99	0	0	0	0	0
64	100	0	0	0	0	0
∞	100	0	0	0	0	0

Ainsi, l'effet qu'ont sur la variance de la consommation les chocs affectant la tendance de la richesse immobilière est beaucoup plus important que l'effet des chocs affectant la tendance de la richesse boursière. En outre, la composante permanente du PIB réel explique davantage la décomposition de la variance de la consommation lorsque la richesse boursière introduite dans le modèle inclut la richesse passive, ce qui indiquerait **une hausse de la propension marginale à**

consommer le revenu lorsque la richesse boursière augmente. Il s'agit en fait de l'effet indirect discuté dans l'introduction.

D'emblée, nous observons que l'apport relatif des chocs de tendance du revenu permanent explique dans une large mesure, tant à court terme qu'à long terme, les fluctuations de la consommation. Il faut cependant garder à l'esprit que les chocs de revenu permanent reflètent l'effet de la partie commune de la richesse boursière passive et de la richesse immobilière. La décomposition de la variance de la richesse boursière active n'est pas dominée, quant à elle, par le revenu.

La partie commune de la richesse boursière passive et de la richesse immobilière souligne une caractéristique importante de la structure des restrictions choisies. Dans les deux modèles retenus, nous considérons les chocs de revenu permanent touchant la consommation comme tous les chocs de revenu qui agissent directement sur la consommation, qu'ils affectent ou non la richesse. Nous avons vu précédemment que le revenu permanent explique à long terme l'évolution des variations de certaines catégories de richesse. Toutefois, si nous avions placé la richesse avant le revenu permanent dans le modèle, nous aurions été obligé d'imposer la restriction que le revenu permanent n'affecte pas la richesse à long terme, ce qui est une hypothèse extrême. La richesse est une variable économique qui se génère à partir d'une bonne croissance de l'économie réelle. La période 1995-2000, où la croissance du PIB réel potentiel s'est accélérée de façon notable, illustre bien cette affirmation.

Dans les différents modèles que nous avons estimés, il n'a pas été possible d'identifier d'interactions majeures entre les deux types de richesse, tant à court terme qu'à long terme. La richesse boursière n'explique pas la variance de la richesse immobilière, de même que la richesse immobilière n'explique pas la variance de la richesse boursière. Certains économistes ont formulé l'hypothèse que les périodes de forte hausse de la richesse boursière, notamment celle comprise entre 1995 et 2000, ont vu une augmentation des gains de capital servant à l'achat de maisons. Toutefois, sur l'ensemble de l'échantillon retenu, il est impossible de déceler un tel effet dans les données.

Le fait que l'on n'obtienne aucune relation de long terme entre la richesse et la consommation n'est pas incompatible ou contradictoire avec l'existence d'un effet de richesse des ménages dans l'économie. Ce résultat n'exclut pas la possibilité que la richesse ait un impact à court terme. Il donne seulement à penser que la baisse du taux d'épargne observée depuis 1995 n'est que temporaire et non permanente. Les résultats que nous obtenons indiquent que les ménages perçoivent comme temporaires les chocs permanents de richesse boursière.

6.2.3 Composantes de la richesse et de la consommation

La composante de la richesse boursière calculée par les modèles présente un profil cohérent au fil des grands épisodes des marchés haussiers et des marchés baissiers. Au cours des années 1970, soit la période de la pire dégringolade du marché boursier survenue après la crise des années 1930, la composante stochastique de la richesse boursière a diminué de façon substantielle. Des chocs positifs de richesse boursière l'ont fait remonter par la suite pour atteindre un nouveau sommet tout juste avant le krach boursier de 1987. Plus récemment, c'est-à-dire depuis 1995, la composante de la richesse boursière a connu une hausse importante, marquée en 1998 par un léger repli attribuable à la correction boursière qui a suivi la crise asiatique. Toutefois, de façon générale, on peut affirmer que la composante stochastique de la richesse boursière est fortement en hausse depuis cinq ans.

L'évolution de la composante stochastique de la richesse immobilière est différente de celle de la richesse boursière. Selon plusieurs économistes, il s'est produit dans l'immobilier, vers la fin des années 1980, une bulle spéculative, dont l'éclatement a contribué à la récession du début des années 1990. Selon notre modèle, la composante stochastique de la richesse immobilière était très élevée vers la fin des années 1980 et elle s'est littéralement effondrée jusqu'en 1995. Depuis, des chocs positifs de richesse immobilière sont survenues, et la composante stochastique est presque retournée à un niveau nul.

Les trois composantes principales de la consommation, c'est-à-dire celles associées aux chocs de richesse boursière, de richesse immobilière et de revenu permanent ont toutes, dans l'ensemble, soutenu la consommation depuis 1995. Les chocs de revenu permanent touchant la consommation ont été relativement fréquents, tout comme les chocs de richesse immobilière. Quant aux chocs de richesse boursière, ils ont été généralement positifs, sauf durant la période de la correction boursière de la crise asiatique.

De façon générale, l'accélération de la croissance de la consommation depuis 1995 est en partie imputable à des chocs qui ont fait augmenter de façon permanente les deux types de richesse, mais également à des chocs permanents qui ont affecté la composante à long terme du revenu. L'évolution des composantes de la consommation montre que ces trois variables ont contribué à l'augmentation de la consommation à partir de 1995.

6.2.4 Incidence des cours boursiers sur le taux d'épargne

Du premier trimestre de 1995 au premier trimestre de l'an 2000, les ménages ont vu leur richesse financière augmenter de près de 11 000 milliards de dollars. Environ 40 % de ces gains ont été

enregistrés par la richesse active et 60 % par la richesse passive. Essayons maintenant de dégager l'effet que cette augmentation de la richesse a eu sur le taux d'épargne des ménages.

Tableau 5 : Variation de la richesse boursière des ménages

Richesse	Création de richesse du 1er tr. 1995 au 1er tr. 2000 (sommet des marchés boursiers, en milliards de dollars)	Destruction de richesse du 1er tr. 2000 au 4e tr. 2000 (en milliards de dollars)
Richesse boursière active	4 323,44	-2 332,17
Richesse boursière totale	10 966,90	-3 014,90

Le taux d'épargne des ménages est tombé de 6,5 % au début de l'année 1995 à environ 1,0 % au début de l'année 2000. À l'aide de notre propension marginale à consommer la richesse, nous établissons que la consommation aurait été stimulée d'environ 636 milliards de dollars du premier trimestre de 1995 au premier trimestre de 2000. Par conséquent, la hausse de la richesse boursière expliquerait environ **la moitié** de la baisse du taux d'épargne au cours de cette période. L'autre moitié serait imputable à la hausse combinée de la richesse immobilière et de la propension marginale à consommer le revenu, elle-même compatible avec la hausse de l'endettement des ménages et avec les résultats de notre décomposition de la variance de la consommation.

Connaissant la propension marginale à consommer la richesse, nous pouvons également estimer l'impact qu'a eu le récent recul des marchés boursiers sur la consommation. Depuis le premier trimestre de l'an 2000, la richesse boursière des ménages a diminué par suite entre autres de l'éclatement de la bulle spéculative du marché de la haute technologie. Selon nos estimations, la diminution de la richesse boursière pourrait entraîner un baisse de 175 milliards de dollars de la consommation. En supposant que les effets d'une hausse ou d'une baisse de la richesse soient symétriques, la baisse des marchés boursiers aurait eu pour effet de faire remonter le taux d'épargne dans une fourchette de 3,0 % à 3,5 %. Cette fourchette est toutefois la mesure la plus élevée du taux d'épargne que l'on pourrait observer. En effet, le taux d'épargne est susceptible de demeurer à un niveau plus faible, du moins à court terme. Il en est ainsi car l'effet marginal de la diminution de la richesse boursière sur le taux d'épargne pourrait être en partie contrebalancé par

l'effet marginal de la richesse immobilière et du revenu. De plus, le présent calcul repose sur l'hypothèse que la baisse de la consommation n'affecte pas le revenu, ce qui implique que le taux d'épargne augmenterait seulement parce que la consommation diminue. Cette hypothèse est toutefois relativement forte. Il se pourrait qu'à court terme le ralentissement de la consommation affecte le revenu personnel et que, par conséquent, le taux d'épargne n'augmente pas autant que la consommation diminue. Cette fourchette représente donc l'effet maximum envisageable, à moins que les ménages décident eux-mêmes de rebâtir leur taux d'épargne en modifiant leurs préférences en matière de consommation. À plus long terme toutefois, le taux d'épargne devrait augmenter puisqu'au sein du modèle, le taux d'épargne des ménages est stationnaire[16].

7. Conclusion et avenues de recherches futures

L'augmentation inhérente de la richesse au cours de la deuxième moitié des années 1990 a généré elle-même l'équivalent d'un certain montant d'épargne, engendrant du même coup un glissement important du taux d'épargne des ménages. Les études utilisant des modèles de type MCE concluent que cette baisse importante du taux d'épargne refléterait l'existence d'une relation de long terme entre la richesse et la consommation. Ces conclusions sont toutefois tirées de l'application du concept économétrique de cointégration à des modèles de forme réduite auxquels on ne peut donner aucune interprétation économique rigoureuse.

À l'aide d'une méthodologie qui prend en compte l'effet d'endogénéité des variables du modèle et identifie explicitement les chocs de nature permanente et transitoire, nous observons que les chocs permanents de richesse ont des effets transitoires sur la consommation. Nos résultats indiquent donc que le glissement du taux d'épargne serait en partie imputable à l'existence d'une relation de court terme entre la richesse et la consommation. À la lumière des résultats publiés jusqu'ici, cette relation serait relativement importante, mais de courte durée. Nous observons également un effet permanent de la richesse sur la consommation puisqu'il existe une relation commune entre la richesse et le revenu, qui, lui, a des effets permanents sur la consommation. Nous identifions également un effet indirect de la richesse passive sur la propension marginale à consommer le revenu.

D'un point de vue strictement méthodologique, il n'existe pas de lien de cointégration entre la richesse et la consommation dans nos modèles de forme réduite. Nous avons vérifié la sensibilité de nos résultats avec une méthodologie n'utilisant pas de vecteur de cointégration (à l'aide d'un modèle VARS), puisqu'on pourrait conclure que l'absence de relation de long terme

16. Le résidu de la relation de cointégration est stationnaire.

entre la consommation et la richesse est imputable aux résultats de l'estimation du vecteur de cointégration. Or, il s'avère que, lorsque l'on n'impose aucune cointégration, c'est-à-dire que le lien à long terme ne dépend pas de notre vecteur de cointégration, il n'existe pas non plus de relation à long terme entre la consommation et la richesse.

Lorsqu'on observe les variations du taux d'épargne des ménages à partir de 1980, on voit clairement que les deux périodes où le taux d'épargne a sensiblement chuté correspondent aux périodes où les rendements boursiers ont été élevés[17]. Ainsi, les baisses du taux d'épargne correspondent exactement aux périodes de forte augmentation de la richesse boursière. Le comportement du taux d'épargne lui-même donne à penser qu'il existe un lien de court terme entre la richesse et la consommation. Bien que, sur une très longue période, il soit peu probable que les ménages lient leurs décisions mensuelles de consommation à la performance mensuelle des marchés boursiers, les profils de réaction laissent croire que l'ajustement de la consommation à un choc boursier s'effectue à l'intérieur d'une période d'environ six mois. Comme l'a fait remarquer Pichette (2000), il est possible que les consommateurs considèrent les variations du prix des actions comme des chocs temporaires et qu'ils désirent consommer davantage lorsque les chocs sont positifs.

Une des limites de l'étude est qu'elle ne prend pas explicitement en compte la richesse boursière sous forme d'options. Il s'agit d'une lacune puisqu'une partie de la richesse acquise par voie d'option devrait en principe être consommée. Le fait qu'on n'observe aucun lien entre les deux richesses s'explique peut-être par cette lacune. Il faut toutefois se rappeler que le marché des options est plutôt récent et qu'il serait difficile de déceler un lien dans les données d'une trentaine d'années incluant la richesse boursière réalisée par voie d'options.

Il est également possible que les fluctuations du prix des actions affectent la consommation par le biais d'un autre canal que celui de la richesse, par exemple en affectant la confiance des consommateurs. Les effets de richesse pourraient être différents si l'on tenait compte de ce facteur.

Finalement, une avenue de recherche intéressante serait d'effectuer une analyse de sensibilité des résultats à l'aide de statistiques détaillées de la consommation, c'est-à-dire des achats des biens durables, de biens non durables et de services. Comme nous l'avons mentionné précédemment, la richesse boursière est concentrée entre les mains d'un faible nombre de ménages, et les gains boursiers sont très mal répartis. Sans avoir d'implications sur les

17. Citons par exemple les périodes de 1985-1987 et de 1995-2000. Voir en annexe le graphique du taux d'épargne.

propensions marginales à consommer la richesse, puisque les ménages les plus riches ont un poids disproportionné dans la consommation, la concentration peut toutefois influencer la nature des dépenses de consommation lorsque la richesse boursière augmente. Par exemple, une hausse marquée de la richesse pourrait avoir des effets plus importants sur les biens durables de luxe que sur les biens non durables, compte tenu de la répartition de la richesse. De plus, il est possible que les effets de richesse soient différents d'une composante de la consommation à une autre. Rien ne nous assure que les dépenses de consommation en biens durables, en biens non durables et en services ont les mêmes réactions dynamiques.

Annexe 1 : Méthodologie d'identification de King, Plosser, Stock et Watson (1991)

Dans un premier temps, l'approche consiste à estimer un modèle vectoriel à correction d'erreurs de forme réduite (MVCE)

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \Pi_i \Delta Z_{t-i} + \alpha\beta' Z_{t-1} + e_t \qquad \text{(A1.1)}$$

où Z est un vecteur de six variables, p correspond au nombre de retards inclus dans le modèle et e_t est un vecteur de résidus estimés où $E(e_t e_t) = \Sigma_e \cdot \beta' Z_{t-1}$ correspond à la relation de cointégration établie pour chacune des équations du système et α désigne le vecteur de coefficients d'ajustement vers l'équilibre. Le nombre de retards du modèle est déterminé en testant l'adéquation statistique à l'aide des propriétés des résidus[1].

Nous obtenons dans un deuxième temps la représentation moyenne mobile du modèle de forme réduite, car le processus stochastique est stationnaire. Cette représentation moyenne mobile de forme autorégressive est définie par la relation

$$\Delta Z_t = \mu + e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \ldots = \mu + C(L) e_t. \qquad \text{(A1.2)}$$

Nous pouvons exprimer le modèle structurel qui en découle comme suit :

$$\Delta Z_t = \mu + \Gamma_0 \varepsilon_t + \Gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \Gamma_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots = \mu + \Gamma(L) \varepsilon_t . \qquad \text{(A1.3)}$$

À l'aide de l'équation (2) et (3), nous lions les résidus de forme réduite aux résidus de forme structurelle par la relation (4) :

$$\Gamma_0 \varepsilon_t = e_t. \qquad \text{(A1.4)}$$

Tout comme dans la méthodologie des VARS, il existe un lien entre les matrices des chocs de forme réduite et de forme structurelle, qui est donné par l'équation

$$C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}. \qquad \text{(A1.5)}$$

1. Nous avons effectué, pour plusieurs retards, des tests d'autocorrélation des résidus de type LM de façon à nous assurer que la dynamique de court terme du modèle de forme réduite est suffisante et que les résidus se comportent comme un processus de bruit blanc.

Cette relation s'applique à la matrice de long terme des chocs de forme réduite suivante :

$$C(1) = \Gamma(1)\Gamma_0^{-1}. \tag{A1.6}$$

Supposons de plus une matrice G qui résout l'équation $C(1) = \tilde{\omega}G$. Étant donné que $C(1)e_t = \Gamma(1)\varepsilon_t = \tilde{\omega}\Pi\varepsilon_t^p$, nous écrivons

$$\tilde{\omega}Ge_t = \tilde{\omega}\Pi\varepsilon_t^p \tag{A1.7}$$

$$G\Sigma_e G' = \Pi\Sigma_{\varepsilon^p}\Pi'. \tag{A1.8}$$

En appliquant une décomposition de Choleski au produit matriciel, nous obtenons

$$\Pi^\circ = chol(G\Sigma_e G') = \Pi\Sigma_{\varepsilon^p}^{1/2}. \tag{A1.9}$$

La matrice Π est triangulaire et la matrice Σ_{ε^p} est diagonale, de sorte que nous pouvons obtenir une solution unique pour ces deux matrices. En utilisant l'équation (5) définie plus haut, nous pouvons désormais identifier les chocs permanents du modèle à l'aide de l'équation

$$\varepsilon_t^p = \Pi^{-1}Ge_t. \tag{A1.10}$$

Le modèle structurel peut donc être réécrit sous la forme

$$\Delta Z_t = \mu + \Gamma^y(L)\varepsilon_t^y + \Gamma^{r1}(L)\varepsilon_t^{r1} + \Gamma^{r2}(L)\varepsilon_t^{r2} + \Gamma^{\Pi}(L)\varepsilon_t^{\Pi} + \Gamma^{rr}(L)\varepsilon_t^{rr} + \Gamma^t(L)\varepsilon_t^t. \tag{A1.11}$$

Il devient donc aisé de décomposer par la suite le niveau de chacune des variables utilisées dans le modèle à partir du modèle structurel, puisque

$$Z_t \approx \mu + Z_0 + \sum_{i=1}^{t} \Delta Z_i. \tag{A1.12}$$

Annexe 2 : Décompositions des variances

Tableau A2.1 : Décomposition de la variance du PIB réel

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_m	Chocs ε_{rlt}	Chocs ε_d
1	1	7	1	7	24	60
4	22	13	17	16	13	18
8	57	7	17	11	3	5
16	89	1	4	3	1	1
32	98	0	0	0	0	0
64	99	0	0	0	0	0
∞	100	0	0	0	0	0

Tableau A2.2 : Décomposition de la variance de la richesse boursière active

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_m	Chocs ε_{rlt}	Chocs ε_d
1	9	67	0	2	18	5
4	9	75	2	1	9	4
8	12	77	1	0	6	3
16	12	81	1	0	3	1
32	8	88	0	0	2	1
64	4	92	0	0	0	0
∞	2	98	0	0	0	0

Tableau A2.3 : Décomposition de la variance de la richesse boursière totale

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_m	Chocs ε_{rlt}	Chocs ε_d
1	23	49	5	2	7	13
4	24	52	13	0	3	8
8	36	53	7	0	1	3
16	43	53	3	0	0	1
32	50	49	1	0	0	0
64	58	0	0	0	0	0
∞	67	33	0	0	0	0

Tableau A2.4 : Décomposition de la variance de la richesse immobilière

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_m	Chocs ε_{rlt}	Chocs ε_d
1	1	1	96	14	0	0
4	3	2	92	5	1	3
8	8	2	87	2	2	2
16	29	3	65	0	1	0
32	57	3	39	0	0	0
64	64	2	0	0	0	0
∞	86	0	12	0	0	0

Tableau A2.5 : Décomposition de la variance de l'inflation

Horizon (trimestres)	Chocs ε_y	Chocs ε_{r1}	Chocs ε_{r2}	Chocs ε_m	Chocs ε_{rlt}	Chocs ε_d
1	34	6	4	47	6	2
4	25	6	8	54	5	2
8	33	3	6	54	3	0
16	34	2	11	50	1	1
32	26	3	9	60	0	0
64	20	3	7	68	0	0
∞	6	4	5	85	0	0

Annexe 3 : Tests de racine unitaire

Tableau A3.1 : Tests de racine unitaire Dickey-Fuller augmentés

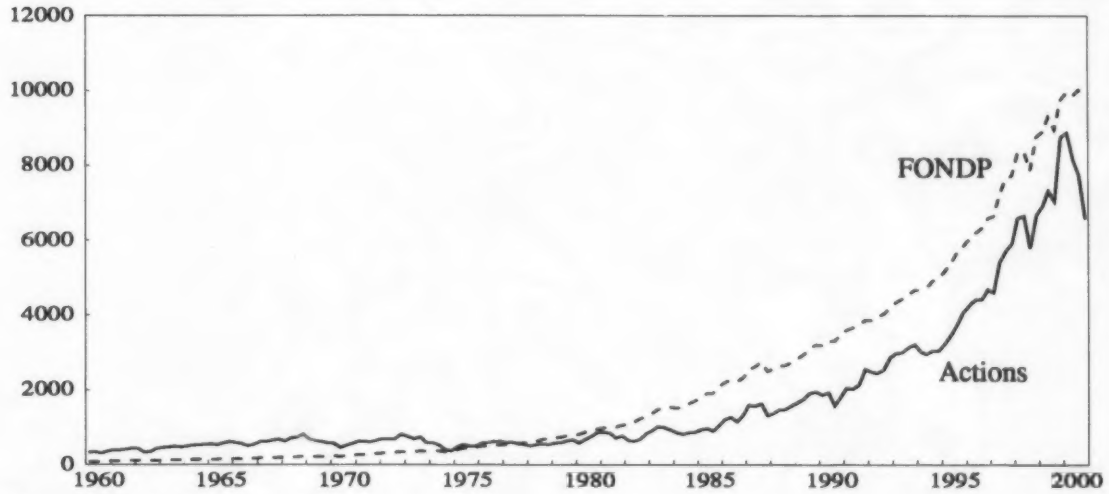
Variables	d(#)	Nombre de retards du test	DFA
PIB réel par habitant	d(0)	12	-0,92
	d(1)	11	-3,38*
Revenu disponible réel par habitant	d(0)	10	-2,95*
	d(1)	4	-5,09*
Consommation réelle par habitant	d(0)	3	-1,57
	d(1)	2	-3,53*
Inflation	d(0)	12	-0,89
	d(1)	11	-4,04*
Taux d'intérêt réel des titres de long terme des sociétés de la catégorie AAA	d(0)	9	-1,80
	d(1)	6	-5,07*
Richesse immobilière nette par habitant	d(0)	12	-2,18
	d(1)	12	-2,54*
Richesse boursière totale nette par habitant	d(0)	5	-2,12
	d(1)	12	-3,58*
Richesse boursière active nette par habitant	d(0)	11	-1,11
	d(1)	3	-4,31*

* rejet de $H_0 : \rho = 1$ à un seuil de 10 %.

Annexe 4

Graphique A4.1

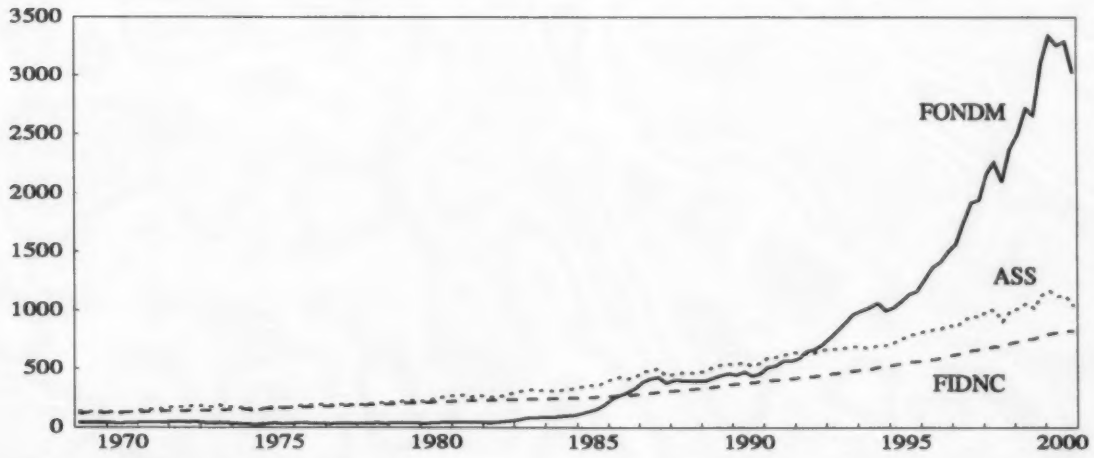
Évolution de certaines composantes de l'actif



Nota : FONDP : fonds de pension.

Graphique A4.2

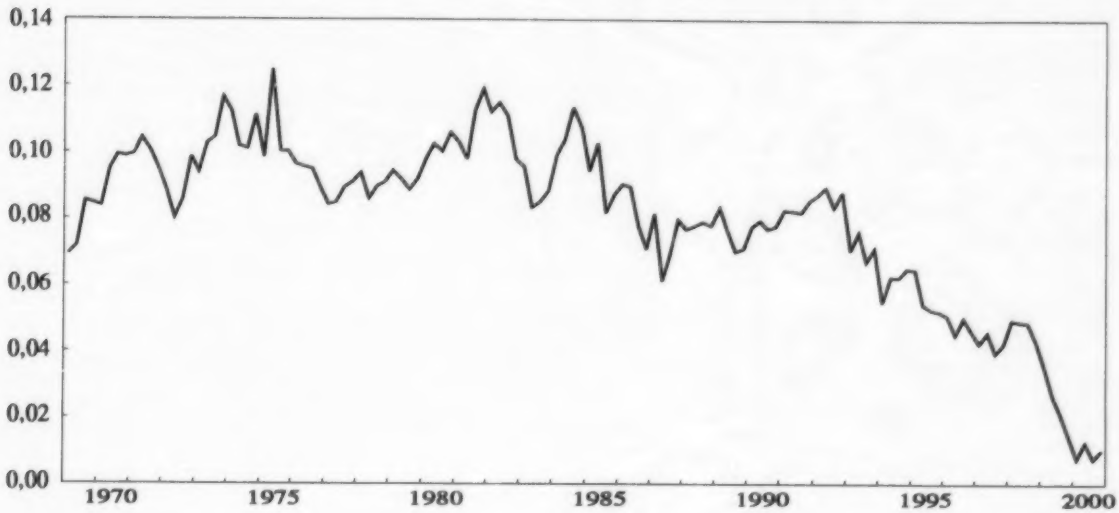
Évolution de certaines composantes de l'actif



Nota : FONDM : fonds communs de placement
ASS : fonds détenus dans les compagnies d'assurances
FIDNC : fonds détenus dans les sociétés de fiducie

Graphique A4.3

Taux d'épargne des ménages



BIBLIOGRAPHIE

Agell, J. et P.-A. Edin (1990). « Marginal Taxes and the Asset Portfolios of Swedish Households », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 92, n° 1, p. 47-67.

Attanasio, O., Banks, J. et S. Tanner (1998), « Asset holding and consumption volatility », *National Bureau of Economic Research,* document de travail n° 6567.

Bernanke, B. et M. Gertler (1999). « Monetary Policy and Asset Price Volatility », document présenté à la conférence « New Challenges for Monetary Policy » à la Réserve fédérale de Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 26-28 août 1999.

Bertaut, C. (1998). « Stockholding Behavior of U.S. Households: Evidence from the 1983-1989 Survey of Consumer Finances », *Review of Economics and Statistics,* vol. 80, n° 2, p. 263-275.

Boone, L., C. Giorno et P. Richardson (1998), « Stock market fluctuations and consumption behavior: Some recent evidence », *OCDE, Département des études économiques,* document de travail n° 208.

Bosworth, B., G. Burtless et J. Sabelhaus (1991), « The Decline in Saving: Evidence from Household Surveys », *Brookings Papers on Economic Activity,* vol. 1, p. 183-241.

Brayton, F., E. Mauskopf, D. Reifschneider, P. Tinsley et J. Williams (1997), « The Role of Expectations in the FRB/US Macroeconomic Model », *Federal Reserve Bulletin,* vol. 83, n°. 4, p. 227-245.

Campbell, J. (1996). « Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience », *National Bureau of Economic Research,* document de travail n° 5610.

Cogley, T. (1998). « The Baby Boom, the Baby Bust, and Asset Markets », *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter,* n° 98-20.

Desnoyers, Y. (1999). « Revue de la littérature concernant l'effet de richesse sur la consommation aux États-Unis », note interne du département des Relations internationales de la Banque du Canada.

Graham, F. et D. Himarios (1996). « Consumption, Wealth, and Finite Horizons: Tests of Ricardian Equivalence », *Economic Inquiry,* vol. 34, n° 3, p. 527-544.

Fisher, L.A., H.-S. Huh et P. Summers (2000). « Structural Identification of Permanent Shocks in VEC Models: A Generalization », *Journal of Macroeconomics*, vol. 22, n° 1, p. 53-68, hiver.

King, R.G., J.C. Plosser, J. Stock et M. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », The *American Economic Review*, vol. 81, n° 4, p. 819-840, septembre.

Lalonde, R. (1998). « Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants : la productivité de la main-d'oeuvre et le taux d'activité », *Banque du Canada*, document de travail n° 98-13.

Lalonde, R., J. Page et P. St-Amant (1998). « Une nouvelle méthode d'estimation de l'écart de production et son application aux États-Unis, au Canada et à l'Allemagne », *Banque du Canada*, document de travail n° 98-21.

Ludvigson, S. et C. Steindel (1999). « How important is the stock market effect on consumption? », Federal Reserve Bank of New-York *Economic Policy Review.*

Macklem, T. (1994). « Wealth, Disposable Income and Consumption: Some Evidence for Canada », *Banque du Canada,* Rapport technique n° 71.

Mankiw, G. et S. Zeldes (1991). « The consumption of stockholders and nonstockholders », *Journal of Financial Economics,* vol. 29, p. 97-112.

Mishkin, F. (1977). « What Depressed the Consumer? The Household Balance Sheet and the 1973-75 Recession », *Brookings papers on economic activity,* vol. 1, n° 1, p. 123-174.

Paulin, G. (1995). « A Comparison of Consumer Expenditures by Housing Tenure », *Journal of Consumer Affairs,* vol. 29, n° 1, p. 164-199.

Pichette, L. (2000). « Les effets réels du cours des actions sur la consommation », département des Recherches, Banque du Canada, document de travail n° 00-21.

Poterba, J. et A. Samwick (1995). « Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption », *Brookings papers on economic activity,* vol. 2, 1995, n° 2, p. 295-372.

St-Amant, P. et S. van Norden (1997). « Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada », *Banque du Canada*, Rapport technique n° 79.

Starr-McCluer, M. (1998). « Stock Market Wealth and Consumer Spending », document de travail n° 1998-20 de la Federal Reserve Board of Governors.

Tracy, J., H. Schneider et S. Chan (1999). « Are Stocks Overtaking Real Estate in Household Portfolios? », Federal Reserve Bank of New York, Current Issues in Economics and Finance, n° 5. avril.

Stock, J. (1987). « Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors », *Econometrica*, vol. 55, n° 5, p.113-144.

Stock, J., et M. Watson (1993). « A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, vol. 61, n° 4, p.783-820.

Wickens, M.R. (1999). « Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends », *Journal of econometrics*, n° 74, p. 255-271.

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2001

2001-13	Predetermined Prices and Persistent Effects of Money on Output	M.B. Devereux et J. Yetman
2001-12	Evaluating Linear and Non-Linear Time-Varying Forecast-Combination Methods	F. Li et G. Tkacz
2001-11	Gaining Credibility for Inflation Targets	J. Yetman
2001-10	The Future Prospects for National Financial Markets and Trading Centres	C. Gaa, S. Lumpkin, R. Ogrodnik et P. Thurlow
2001-09	Testing for a Structural Break in the Volatility of Real GDP Growth in Canada	A. Debs
2001-8	How Rigid Are Nominal-Wage Rates?	A. Crawford
2001-7	Downward Nominal-Wage Rigidity: Micro Evidence from Tobit Models	A. Crawford et G. Wright
2001-6	The Zero Bound on Nominal Interest Rates: How Important Is It?	D. Amirault et B. O'Reilly
2001-5	Reactions of Canadian Interest Rates to Macroeconomic Announcements: Implications for Monetary Policy Transparency	T. Gravelle et R. Moessner
2001-4	On the Nature and the Stability of the Canadian Phillips Curve	M. Kichian
2001-3	On Commodity-Sensitive Currencies and Inflation Targeting	K. Clinton
2001-2	Exact Non-Parametric Tests for a Random Walk with Unknown Drift under Conditional Heteroscedasticity	R. Luger
2001-1	The Elements of the Global Network for Large-Value Funds Transfers	J.F. Dingle

2000

2000-23	The Application of Artificial Neural Networks to Exchange Rate Forecasting: The Role of Market Microstructure Variables	N. Gradojevic et J. Yang
2000-22	Une analyse empirique du lien entre la productivité et le taux de change réel Canada-É.-U.	D. Dupuis et D. Tessier
2000-21	Les effets réels du cours des actions sur la consommation	L. Pichette

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca